

PARÂMETROS GENÉTICOS DA VIABILIDADE DE BEZERROS  
EM UM REBANHO CANCHIM

Maurício Mello de Alencar\*

## 1. INTRODUÇÃO

De. 12

A viabilidade dos bezerros é tão importante na rentabilidade de uma exploração pecuária quanto no processo de seleção, cuja intensidade depende do número de animais disponíveis no rebanho. Portanto, o conhecimento dos parâmetros genéticos da sobrevivência dos animais é de fundamental importância para o melhoramento do rebanho.

Em geral, a mortalidade de bezerros tem baixa heritabilidade (DEARBORN et alii, 1973; BAR-ANAN et alii, 1976; CRUZ et alii, 1978); entretanto, MILAGRES et alii (1979) estimaram valores de mortalidade perinatal que sugerem a possibilidade de reduzi-la pela seleção.

Este trabalho teve como objetivo estimar parâmetros genéticos da viabilidade de bezerros de um rebanho Canchim.

## 2. MATERIAL E MÉTODOS

Os dados utilizados foram provenientes do rebanho Canchim da UEPAE de São Carlos - EMBRAPA, localizada no município de São Carlos, Estado de São Paulo, situado a 22° 01' lat. Se 47° 53' long.O de Greenwich, com clima tipo Cwb (temperado chuvoso com inverno seco), segundo Köppen (1948). Segundo dados climatológicos de 1940 a 1979, o mês mais frio (julho) tem temperatura média de 16,3°C e o mais quente (fevereiro) de 22,3°C, ao passo que a precipitação média anual é de 1502 mm, sendo o mês de agosto o mais seco, com 32 mm, e o de dezembro o mais chuvoso, com 262 mm. O período de seca, geralmente, estende-se de abril a setembro e o das águas de outubro a março.

Foram coletados dados de fêmeas nascidas de 1957 a 1976 e que participaram das estações de monta de 1960 a 1979, com um

---

\* EMBRAPA - UEPAE de São Carlos, São

total de 1968 parições.

No manejo sanitário do rebanho foram incluídas vacinações profiláticas e tratamentos de endo e ecto parasitas. Quanto ao manejo nutricional e reprodutivo, foi discutido minuciosamente por ALENCAR e BARBOSA (1981).

As características estudadas foram: viabilidade perinatal (até 48 horas após o nascimento) e viabilidade até a desmama (7 - 8 meses de idade), ambas em relação ao número de bezerros nascidos. Para viabilidade perinatal as observações receberam o código 0 e 1, para bezerros que morreram (incluindo natimortos) e bezerros que viveram durante as primeiras 48 horas após o nascimento, respectivamente. Para viabilidade até a desmama as observações foram codificadas de maneira semelhante.

Essas características são influenciadas pelo genótipo do bezerro (efeito direto) e pelos efeitos maternos e de ambiente. Portanto, neste trabalho, a viabilidade do bezerro foi estudada como característica da vaca e como característica do próprio bezerro. O modelo estatístico utilizado na análise de variância da viabilidade como característica da vaca (Modelo I) inclui efeitos fixos do ano-estação de monta (alguns anos tiveram mais de uma estação de monta), mês de nascimento do bezerro, ordem de parição da vaca, efeitos aleatórios do pai da vaca e, como covariável, coeficiente de consangüinidade da vaca. O modelo estatístico empregado na análise de variância da viabilidade como característica dos próprios bezerros (Modelo II) foi idêntico ao Modelo I, à exceção de que os efeitos do pai da vaca foram substituídos pelos do pai do bezerro. Nos dois modelos os touros com menos de quatro observações foram eliminados da análise.

O pai do bezerro (Modelo II) contribui somente com a metade dos genes do filho, e seu componente de variância ( $\sigma_t^2$ ) estima 25% da variância genética aditiva direta ( $\sigma_{AD}^2$ ). Portanto, a heritabilidade do efeito direto ( $h_D^2$ ) pode ser estimada em quatro vezes a correlação entre meios-irmãos paternos.

A mãe do bezerro, além de contribuir com a outra metade dos genes do filho, exerce influência sobre seu fenótipo através de genes para efeito materno. O componente de variância do avô materno ( $\sigma_{am}^2$ ), obtido no Modelo I, estima, de acordo com KOCH (1972) e WILLHAM (1972), 6,25% da variância genética aditiva direta ( $\sigma_{AD}^2$ ), 25,00% da variância genética aditiva materna ( $\sigma_{AM}^2$ ) e 25,00% da covariância aditiva dos efeitos di-

reto e materno ( $\sigma_{AD,AM}^2$ ). Portanto, a heritabilidade dos efeitos maternos ( $h_{AM}^2$ ), calculada em quatro vezes a correlação entre meios-irmãs paternas, poderá ser subestimada ou superestimada. Entretanto, o componente materno ( $\sigma_{AM}^2$ ) pode ser calculado, visto que a covariância de bezerros filhos de um touro e bezerros filhos de outras filhas do mesmo touro estima 12,5% de  $\sigma_{AD}^2$  e 25,0% de  $\sigma_{AD,AM}^2$  (KOCH, 1972). O método da correlação fenotípica entre as médias dos touros, como pais e como avós maternos, apresentado por PHILIPSON (1976b), foi utilizado para estimar  $\sigma_{AM}^2$ .

A heritabilidade da habilidade materna foi estimada do seguinte modo:

$$h_M^2 = \frac{4 \sigma_{AM}^2}{\sigma_{AM}^2 + \sigma_e^2}$$

A correlação genética entre as heranças diretas e materna foi calculada como se segue:

$$r_{A \text{ D.M}} = \frac{\sigma_{AD,AM}}{\sigma_{AD} \sigma_{AM}}$$

Os erros-padrão das heritabilidades, à exceção de  $h_M^2$ , foram estimados pelo método descrito por BECKER (1975).

As estimativas de heritabilidade, calculadas na escala binomial, foram ajustadas para a escala normal, por meio da fórmula proposta por LUSH et alii (1948) e VAN VLECK (1972):

$$h^2 = h_b^2 \frac{p(1-p)}{z^2}$$

na qual  $h^2$  = heritabilidade na escala normal,  $h_b^2$  = heritabilidade na escala binomial,  $p$  = frequência de sobrevivência e  $z$  = altura da ordenada da distribuição normal no ponto de truncamento.

As análises dos dados foram feitas com a utilização do procedimento GLM, contido no Statistical Analysis System User's Guide (Barr et alii, 1979).

### 3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

As análises de variância da viabilidade perinatal dos bezerros encontram-se no Quadro 1, de acordo com o modelo estatístico utilizado. A viabilidade perinatal, tanto como característica da vaca (Modelo I) quanto como característica do próprio bezerro (Modelo II), não foi influenciada por nenhum dos fatores incluídos nos modelos. Testes de qui-quadrado também não acusaram diferenças na viabilidade perinatal decorrentes do ano-estação de monta, do mês de nascimento e da ordem de parição da vaca. Esses resultados, de modo geral, estão de acordo com os obtidos por PHILIPSSON (1976 a); contudo, DEARBORN et alii (1973), SMITH et alii (1976), CRUZ et alii (1978) e BAILEY e MOORE (1980) verificaram efeitos significativos do ano de nascimento sobre a viabilidade perinatal de bezerro de corte. Efeitos significativos da idade da vaca à parição foram encontrados por AURAN (1973) e LASTER e GREGORY (1973), enquanto BAR-ANAN et alii (1976) verificaram que a mortalidade foi maior para nascimentos ocorridos no verão.

As análises de variância da viabilidade até a desmama encontram-se no Quadro 2, de acordo como modelo estatístico utilizado. Todas as fontes de variação incluídas nos modelos, à exceção do ano-estação de monta, no Modelo I, e da ordem de parição e da consangüinidade da vaca, nos dois modelos, influenciaram significativamente ( $P < 0,05$  ou  $P < 0,01$ ) a viabilidade dos bezerros do nascimento à desmama.

O teste de qui-quadrado, para verificar diferenças na viabilidade até a desmama entre os vários anos-estações de monta, foi significativo ( $P < 0,01$ ), concordando com os resultados da análise de variância do Modelo II. O confundimento parcial entre ano-estação de monta, mês de nascimento e pai da vaca, pode em parte, explicar a não-significância do efeito do ano-estação de monta, verificado no Modelo I. No Modelo II, contudo, os efeitos do mês de nascimento e do pai do bezerro não foram suficientes para eliminar a significância do efeito do ano-estação de monta. Os efeitos dessa variável sobre a viabilidade até a desmama, verificados no Modelo II, estão de acordo com os resultados obtidos por KOGER et alii (1967), DEARBORN et alii (1973) e BOLORON (1978), que verificaram efeitos

11, N<sup>o</sup> 4, 1982

RO 1 - Análises de variância de viabilidade perinatal de bezerros do rebanho Canchim da UEPAE, São Carlos

Fonte de variação	Graus de liberdade	Quadrados Médios	
		Modelo I	Modelo II
Ano-estação de monta	23	0,0247	0,0536
Mês de nascimento	11	0,0274	0,0224
Ordem de parição da vaca	6	0,0128	0,0224
Pai da vaca	60	0,0476	
Pai do bezerro	80		0,0459
Consangüinidade da vaca			
Reg. linear (b)	1	0,0026	0,0003
Resíduo	1596	0,0378	
			0,0378

b = 0,0006  $\pm$  0,0023 para o Modelo I e

b = 0,0002  $\pm$  0,0021 para o Modelo II.

R<sup>2</sup> = 0,06 para o Modelo I e 0,07 para o Modelo II.

significativos de ano de nascimento sobre a viabilidade dos bezerros até a desmama.

Os efeitos do mês de nascimento dos bezerros sobre a viabilidade até a desmama, verificados pela análise de variância (Quadro 2), foram confirmados pelo teste de qui-quadrado ( $P < 0,01$ ). Foi maior a taxa de mortalidade dos nascidos de outubro a janeiro. A taxa de sobrevivência dos bezerros nascidos durante o período de fevereiro a setembro foi aproximadamente 11,25% superior à dos nascidos no período de outubro a janeiro. Esse período de menor viabilidade coincide com a época de temperaturas elevadas e chuvas abundantes. MATTÁ (1973),

QUADRO 2 - Análises de variância da viabilidade até a desmama de bezerros do rebanho Canchim da UEPAE, São Carlos

Fonte de variação	Graus de liberdade	Quadrados Médios	
		Modelo I	Modelo II
Ano-estação de monta	23	0,1933	0,2658**
Mês de nascimento	11	0,4562**	0,4042**
Ordem de parição da vaca	6	0,1469	0,2126
Pai da vaca	60	0,2078**	
Pai do bezerro	80		0,1819*
Consangüinidade da vaca			
Reg. linear (b)	1	0,0281	0,0977
Resíduo	1596	0,1298	
			0,1301

b = - 0,0020  $\pm$  0,0043 para o Modelo I e

b = - 0,0034  $\pm$  0,0039 para o Modelo II

$R^2$  = 0,11 para o Modelo I e 0,12 para o Modelo II.

\* p < 0,05

\*\* p < 0,01

estudando, em Itaguaí-RJ, a possibilidade de criação de bezerros mestiços leiteiros em aleitamento artificial até os 6 meses de idade, verificou maior sobrevivência dos nascidos no período seco e de temperatura amena (março a agosto), em rela-

ção aos nascidos no período quente e chuvoso (setembro a fevereiro). BARROS (1969), contudo, com bezerros zebus, não obteve relação significativa entre a mortalidade até a desmama e a precipitação pluviométrica.

Da mesma maneira que as análises de variância, o teste de qui-quadrado não revelou diferenças na viabilidade até a desmama decorrentes da ordem de parição da vaca. Apesar da não-significância, é interessante notar que foi maior a viabilidade de bezerros de vacas de 4 partições, seguidos dos de vacas de 2, 1, 5, 3, 7 + e 6 partições, KOGER et alii (1967) verificaram maior viabilidade de bezerros de vacas de 5 a 10 anos de idade, seguidos dos de vacas de 3, 4 e 11+ anos de idade. Por outro lado, SMITH et alii (1976) verificaram que foi maior a mortalidade dos filhos de vacas de 2 anos, seguido dos filhos de vacas de 3, 4 e 5+ anos de idade.

Os pais da vaca e do bezerro influenciaram significativamente a viabilidade até a desmama, o que está de acordo com os resultados obtidos por BOLORON (1978) e sugere que a viabilidade varia de acordo com o avô materno e com o pai do bezerro.

Os coeficientes de regressão linear da viabilidade até a desmama, em relação ao coeficiente de consangüinidade da vaca, apesar de negativos (Quadro 2), não foram significativamente diferentes de zero, igualando-se ao coeficiente de -0,0035, encontrado por DINKEL et alii (1972).

As estimativas de heritabilidade das características de viabilidade encontram-se no Quadro 3.

Os coeficientes de heritabilidade da viabilidade perinatal e à desmama, como características dos bezerros (heritabilidade dos efeitos diretos -  $h^2_D$ ), foram de  $0,049 \pm 0,044$  e  $0,089 \pm 0,049$ , respectivamente. Feita a correção para a escala normal, os valores foram, na mesma ordem, de  $0,258 \pm 0,232$  e  $0,197 \pm 0,109$ . Esses coeficientes são de magnitude de baixa a média, indicando que a viabilidade dos bezerros do rebanho estudado não deve responder grandemente à seleção. DEABORN (1973) estimou valor de 0,25 para heritabilidade da mortalidade pós-nascimento em bezerros de corte. MILAGRES et alii (1979), com animais Hereford, estimaram a heritabilidade da viabilidade perinatal em  $0,64 \pm 0,21$  e  $1,25 \pm 0,35$ , antes e depois da correção para a escala normal, respectivamente. Os referidos autores concluíram que a mortalidade de bezerros pode ser reduzida pela seleção. Contudo, baixas estimativas de heritabili-

QUADRO 3 - Estimativas de heritabilidade e correlação genética entre os efeitos direto e materno da viabilidade de bezerros Canchim da UEPAE, São Carlos

Viabilidade	Método <sup>a</sup>	HERITABILIDADE			CORRELAÇÃO
		$h_D^2$	$h_{am}^2$	$h_M^2$	$r_{D.M}^A$
PERINATAL	I	0,049 ± 0,044	0,040 ± 0,036	0,292	-0,811
	II	0,258 ± 0,232	0,211 ± 0,189		
DESMAMA	I	0,089 ± 0,049	0,092 ± 0,044	0,391	-0,371
	II	0,197 ± 0,109	0,204 ± 0,097		

<sup>a</sup> Métodos I e II = antes e após correção para a escala normal, respectivamente.



dade, que variaram de -0,04 a 0,11, foram obtidas por AURAN (1973), DEARBORN et alii (1973), BAR-ANAN et alii (1976), PHILIPSSON (1976 b) e CRUZ et alii (1978) para características de viabilidade do nascimento à desmama.

Os coeficientes de heritabilidade dos efeitos maternos ( $h_{am}^2$ ) foram estimados em  $0,040 \pm 0,036$  e  $0,092 \pm 0,044$ , para viabilidade perinatal e viabilidade à desmama, respectivamente. As estimativas obtidas após a correção para a escala normal foram, na mesma ordem, de  $0,211 \pm 0,189$  e  $0,204 \pm 0,097$ . Esses valores estão de acordo com os baixos coeficientes que variaram de -0,10 a 0,16 obtidos por AURAN (1973), DEARBORN et alii (1973), BAR-ANAN et alii (1976) e PHILIPSSON (1976 b) para características de viabilidade do nascimento à desmama.

Feito o cálculo das correlações fenotípicas entre as médias ajustadas dos touros (26 touros, com média de 39 filhos e 32 netos) como pais e como avós maternos, foram obtidos os componentes de variância genética aditiva materna ( $\sigma_{AM}^2$ ) estimadas heritabilidades dos efeitos maternos puros ( $h_M^2$ ) (Quadro 3). Esses coeficientes foram de 0,292 e 0,391 para viabilidade perinatal e viabilidade à desmama, respectivamente, e superiores ao valor de -0,10 estimado por PHILIPSSON (1976 b) para a taxa de mortalidade ao nascimento. As heritabilidades obtidas com o presente estudo foram moderadas, indicando que a seleção de touros testados, quanto à habilidade materna de suas filhas, deve resultar em algum progresso genético na viabilidade dos bezerros.

As correlações genéticas aditivas entre as heranças direta e materna foram de -0,811 e -0,371 para a viabilidade perinatal e viabilidade à desmama, respectivamente (Quadro 3). Portanto, a seleção de touros como pais ou como avós maternos não se á muito efetiva, por causa do antagonismo das viabilidades tidas como características do bezerro (efeito direto) e como características de vaca (efeito materno).

#### 4. RESUMO E CONCLUSÕES

Foi estudada a viabilidade perinatal e à desmama de 1968 bezerros do rebanho Canchim da UEPAE, de São Carlos.

Para a viabilidade perinatal, as observações receberam o código um ou zero, para bezerros que viveram ou morreram du-

rante as primeiras 48 horas de vida. O mesmo procedimento foi utilizado para verificar a viabilidade à desmama.

As viabilidades foram estudadas como características das vacas (Modelo I) e como características dos próprios bezerros (Modelo II). Efeitos fixos de ano-estação de monta, mês de nascimento do bezerro e ordem de parição da vaca, efeitos aleatórios do pai da vaca e coeficiente de consangüinidade da vaca, como covariável, foram considerados na análise de variância do Modelo I. O Modelo II é idêntico ao Modelo I, à exceção de que os efeitos do pai da vaca são substituídos pelos do pai do bezerro.

A viabilidade perinatal dos bezerros não foi influenciada significativamente por nenhum dos efeitos incluídos nos modelos. Testes de qui-quadrado confirmaram os resultados das análises de variância dos efeitos fixos.

A viabilidade dos bezerros à desmama foi influenciada significativamente pelo mês de nascimento ( $P < 0,01$ ) e pelo pai da vaca ( $P < 0,01$ ) no Modelo I e ano-estação de monta ( $P < 0,01$ ), pelo mês de nascimento ( $P < 0,01$ ) e pelo pai do bezerro ( $P < 0,05$ ) no Modelo II. Os testes de qui-quadrado acusaram diferenças significativas ( $P < 0,01$ ) na viabilidade à desmama entre o ano-estação de monta e o mês de nascimento dos bezerros.

As estimativas de heritabilidade dos efeitos diretos ( $h_D^2$ ), obtidas por meio da correlação intra-classe entre meios-irmãos paternos, foram de  $0,049 \pm 0,44$  e  $0,089 \pm 0,049$  para a viabilidade perinatal e viabilidade à desmama, respectivamente. Feita a correção para a escala normal, as estimativas obtidas foram, na mesma ordem, de  $0,258 \pm 0,232$  e  $0,197 \pm 0,109$ . As estimativas de heritabilidade dos efeitos maternos puros ou da habilidade materna ( $h_M^2$ ) foram de 0,292 e 0,391, para viabilidade perinatal e viabilidade à desmama, respectivamente.

As correlações genéticas aditivas entre os efeitos diretos e maternos foram de -0,811 e -0,371, para viabilidade perinatal e viabilidade à desmama, respectivamente.

Os resultados deste estudo sugerem que os efeitos maternos contribuem com mais variação na viabilidade dos bezerros que os efeitos diretos. A seleção de touros, testados quanto à habilidade materna de suas filhas, deve resultar em maior progresso genético que a seleção de touros testados pela sobrevi-

vência de suas progênes. Contudo, a seleção de touros, tanto como pais quanto como avós maternos, não será efetiva, em razão do antagonismo das viabilidades tidas como características do bezerro (efeito direto) e como características da vaca (efeito materno).

## 5. SUMMARY

Perinatal and weaning livability of 1968 Canchim calves were studied.

For perinatal livability, observations were coded one and zero respectively, for calves which were alive and calves which were dead within 48 hours after birth. The same procedure was used for livability to weaning.

The traits were studied as traits of the cow (Model I) and as traits of the calf (Model II). Fixed effects as year-breeding season, month of birth of calf and parity number of cow, random effects as sire of cow and inbreeding coefficient of cow as covariable, were considered in the analysis of variance of Model I. Model II was identical to Model I, except that the effects of sire of calf were substituted for the effects of sire of cow.

The analysis of variance showed that perinatal livability was not significantly affected by the sources of variation included in the models. These results were confirmed by chi-square tests for the fixed effects.

Month of birth and sire of cow significantly ( $P = 0,01$ ) influenced livability to weaning in Model I. In Model II, year-breeding season ( $P = 0,01$ ), month of birth ( $P = 0,01$ ) and sire of calf ( $P = 0,05$ ) significantly affected livability to weaning. Chi-square tests showed significant ( $P = 0,01$ ) effects of year-breeding season and month of birth on livability to weaning.

Heritability estimates of direct effects ( $h^2_D$ ) obtained from paternal half-sib correlations were  $0,049 \pm 0,044$  and  $0,089 \pm 0,049$  for perinatal and weaning calf livability respectively. After probit transformation they became  $0,258 \pm 0,232$  and  $0,197 \pm 0,109$ , respectively. Heritability estimates for pure maternal effects ( $h^2_M$ ) were, in the same order,  $0,292$  and  $0,391$ .

Genetic correlations between direct and maternal effects ( $r_{D,M}$ ) were -0,811 and -0,371 for perinatal and weaning calf livability.

The results obtained in this study suggest that the maternal effects contribute with more variation in calf livability than the direct effects. They also indicate that selection of tested bulls for maternal ability of their daughters should result in some genetic progress. However, selection of bulls as sire or as maternal grand-sires of calves won't be so effective, due to the negative genetic correlation between direct and maternal effects.

## 6. LITERATURA CITADA

- ALENCAR, M.M & BARBOSA, P.F. Fertilidade de um rebanho Canchim criado em regime exclusivo de pasto. Rev. Soc. Bras. Zoot., 10(1):88-102, 1981.
2. AURAN, T. Factors affecting the frequency of stillbirths in Norwegian cattle. Anim. Breed. Abstracts, 41(2):62-1973.
3. BAILEY, C.M. & MOORE, J.D. Reproductive performance and birth characters of divergent breeds and crosses of beef cattle. J. Anim.Sci., 50(4):645-652, 1980
- BAR-ANAN, R.; SOLLER, M. & BOWMAN, J.C. Genetic and environmental factors affecting the incidence of difficult calving and perinatal calf mortality in Israeli-Friesian dairy herds. Anim. Prod., 22:299-310, 1976.
5. BARR, A.J ; GOODNIGHT, J.H.; SALL, J.P.; BLAIR, W.H. & CHILKO, D.M. Statistical Analysis System User's Guide. SAS Institute Inc., Raleigh, North Carolina, 1979.
6. BARROS, H.M. Mortalidade de bezerros zebus. Influência das precipitações pluviométricas. Arq. Ex. Vet. UFMG, 21:47-60, 1969.
7. BECKER, W.A. Manual of Quantitative Genetics. Washington

State University, Press, Washington State University, at Pullman, 1975.

8. BOLORON, L.B. The effect of time of year for mating on productivity of a beef herd in a tropical environment. Anim. Breed. Abstracts, 46(11):619, 1978.
9. CRUZ, V.O.; KOGER, M.; WARNICK, A.C. & FRANKE, D.E. Heritability of reproductive characters in Brahman cattle. Anim. Breed. Abstracts, 46(3):158, 1978. AD
10. DEARBORN, D.D. An analysis of reproductive traits in beef cattle. Anim. Breed. Abstracts, 41(1):8, 1973. AD
11. DEARBORN, D.D.; KOCH, R.M.; CUNDIFF, L.V.; GREGORY, K.E. & DICKERSON, G.E. An Analysis of reproductive traits in beef cattle. J. Anim. Sci., 36(6), 1973. AD
12. DINKEL, C.A.; ANDERSON, L.M.; PARKER, W.R. & TREVILLYAN, W.R. Effects of inbreeding on fertility and livability in beef cattle. J. Anim. Sci. 35(4):725-729, 1972.
13. KOEPPEN, W. Climatologia. Trad. Pedro R. Mandriche Perez (ed. Espanhola). Gráfica Panamericana Buenos Aires, 478p. 1948.
14. KOCH, R.M. The role of maternal effects in animal breeding: VI. Maternal effects in beef cattle. J. Anim. Sci., 35(6): 1316-1323, 1972. AD
15. KOGER, M.; MITCHELL, J.S.; KIDDER, R.W.; BURNS, W.C.; HENTGES, J.F.J. & WARNICK, A.C. Factors influencing survival in beef calves, J. Anim. Sci., 26:205, 1967.
16. LASTER, D.B. & GREGORY, K.E. Factors influencing peri-and early postnatal calf mortality. J. Anim. Sci., 37(5): 1092-1097, 1973.
11. LUSH, J.L.; LAMOREUX, W.F. & HAZEL, L.N. The heritability of resistance to death in the fowl. Poultry Sci., 27(4): 375-388, 1948.

12. MATTA, H. Influência da variação estacional na criabilidade de bezerros mestiços leiteiros. Pesq. Agropec. Bras. Ser. Zootec. 8:39-42, 1973.
13. MILAGRES, J.C.; DILLARD, E.U. & ROBISON, O.W. Heritability estimates for some measures of reproduction in Hereford heifers. J. Anim. Sci., 49(3):668-674, 1979.
14. PHILIPSSON, J. Studies on calving difficulty, stillbirth and associated factors in Swedish cattle breeds. II. Effects of non-genetic factors. Acta Agriculturae Scandinavica, 26:165-174, 1976 a.
15. PHILIPSSON, J. Studies on calving difficulty, stillbirth and associated factors in Swedish cattle breeds. III. Genetic parameters. Acta Agriculturae Scandinavica 26: 211-220, 1976 b.
16. SMITH, G.M.; LASTER, D.B. & GREGORY, K.E. Characterization of biological types of cattle. I. Dystocia and pre-weaning growth. J. Anim. Sci., 43(1):27-36, 1976.
17. VAN VLECK, L.D. Estimation of heritability of threshold characters. J. Dairy. Sci., 55(2):218-225, 1972.
18. WILLHAM, R.L. The role of maternal effects in animal breeding: III. Biometrical aspects of maternal effects in animals. J. Anim. Sci., 35(6): 1288-1293, 1972.